

Documento de trabajo 98-12
Series de Economía 03
Mayo 98

Departamento de Economía
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-98-75

ASIMETRÍAS EN LOS EFECTOS DE LA POLÍTICA MONETARIA EN ESPAÑA (1977-1996)

Ramón Maria Dolores Pedrero*

Resumen

En este trabajo se obtiene evidencia empírica sobre la posible existencia de efectos asimétricos en las actuaciones de la política monetaria sobre la producción en España durante el período 1977-1996. El estudio de dichos efectos se centra en el modo en que perturbaciones monetarias aleatorias, obtenidas a partir de una ecuación de instrumentación de política monetaria del Banco de España, divididas en perturbaciones positivas y negativas (para el estudio de asimetrías de tipo keynesiano), grandes y pequeñas (para el estudio de asimetrías tipo *menu cost*) y posibles combinaciones de ellas afectan a la actividad real, mediante su introducción en una ecuación de demanda agregada. Empleando dos procedimientos distintos de estimación, se obtiene evidencia a favor de la asimetría de corte keynesiano, de lo cual se deriva que las perturbaciones monetarias negativas, producidas por una política monetaria contractiva, tienen efectos reales en la economía española.

Palabras clave: Política monetaria, Series temporales sujetas a cambio de régimen, asimetría keynesiana, asimetría *menu cost*

* Maria Dolores, Departamento Economía, Universidad Carlos III de Madrid; E-mail: ramonmar@eco.uc3m.es.

Agradezco a Juan José Dolado su supervisión y apoyo durante la realización de este trabajo. También deseo agradecer la ayuda de Gabriel Pérez Quirós (Federal reserve Bank de Nueva York) en la programación del procedimiento de estimación y de Beatriz Sanz (Servicio de Estudios del Banco de España) en la obtención de parte de la base de datos utilizada en este trabajo. Por último, quiero expresar mi agradecimiento a los profesores del CEMFI y a mis compañeros, en especial a Rafael Perelló, Luis Sala y José Ignacio García, por su ayuda y comentarios. Los errores son de mi entera responsabilidad.

Asimetrías en los efectos de la política monetaria en España (1977-1996)

Ramón Maria Dolores Pedrero*

Mayo de 1998.

*Agradezco a Juan José Dolado su supervisión y apoyo durante la realización de este trabajo. También deseo agradecer la ayuda de Gabriel Pérez Quirós (Federal Reserve Bank de Nueva York) en la programación del procedimiento de estimación y de Beatriz Sanz (Servicio de Estudios del Banco de España) en la obtención de parte de la base de datos utilizada en este trabajo. Por último, quiero expresar mi agradecimiento a los profesores del CEMFI y a mis compañeros, en especial a Rafael Perelló, Luis Sala y José Ignacio García, por su ayuda y comentarios. Los errores son de mi entera responsabilidad.

Resumen

En este trabajo se obtiene evidencia empírica sobre la posible existencia de efectos asimétricos en las actuaciones de la política monetaria sobre la producción en España durante el período 1977-1996. El estudio de dichos efectos se centra en el modo en que perturbaciones monetarias aleatorias, obtenidas a partir de una ecuación de instrumentación de política monetaria del Banco de España, divididas en perturbaciones positivas y negativas (para el estudio de asimetrías de tipo keynesiano), grandes y pequeñas (para el estudio de asimetrías tipo *menu cost*) y posibles combinaciones de ellas afectan a la actividad real, mediante su introducción en una ecuación de demanda agregada. Empleando dos procedimientos distintos de estimación, se obtiene evidencia a favor de la asimetría de corte keynesiano, de lo cual se deriva que las perturbaciones monetarias negativas, producidas por una política monetaria contractiva, tienen efectos reales en la economía española.

Palabras clave: Política monetaria, Series temporales sujetas a cambio de régimen, asimetría keynesiana, asimetría *menu cost*

1 Introducción

En este trabajo se contrasta la existencia de asimetrías en los efectos de la política monetaria sobre la producción en España durante el período muestral 1977-1996, en el que el Banco de España ha llevado a cabo una política monetaria activa (véase Rojo y Pérez, 1977). Como es bien conocido, las actuaciones de la política monetaria pueden producir efectos distintos según se trate de variaciones anticipadas o no anticipadas¹. En este trabajo se consideran los efectos de las variaciones no anticipadas, suponiendo que las variaciones anticipadas en la cantidad de dinero o en el tipo de interés (según sea el instrumento de control) son neutrales y, por tanto, no producen efectos reales en la economía.

La literatura económica tradicionalmente se ha centrado en un tipo particular de asimetría, la denominada de corte keynesiano, que establece que las perturbaciones monetarias positivas son neutrales, mientras que las perturbaciones negativas tienen efectos reales sobre la producción. Por tanto, se centra en lo que denominaremos *asimetrías de signo*. Este tipo de asimetrías se derivan bajo un contexto de salarios y precios rígidos a la baja y flexibles al alza junto con racionamiento en la demanda.

Como punto de partida de este trabajo, se analiza el tipo de asimetría

¹Véase García y Schaller (1996), Hooker y Knetter (1996) y Hooker (1996). García y Schaller (1996) analizan los efectos de la política monetaria en distintas fases del ciclo económico. Hooker y Knetter (1996) analizan si el gasto militar tiene efectos asimétricos sobre el empleo y Hooker (1996) examina si hay asimetría en la relación entre las perturbaciones en los precios del petróleo y variables macroeconómicas para Estados Unidos, encontrando que solo tienen efectos las subidas de precios del petróleo.

anterior junto al que se deriva de la existencia de *menu costs*², que dan lugar a lo que denominaremos *asimetrías de tamaño*, con el fin de contrastar conjuntamente la presencia de ambos tipos de asimetría.

En un contexto estático no estocástico, un modelo del tipo *menu cost* implica que perturbaciones monetarias no anticipadas de gran tamaño serán neutrales, dado que las empresas estarían sujetas a altos costes si operan bajo una estrategia de precios fijos. Por el contrario, las perturbaciones monetarias de reducido tamaño tendrán efectos reales, resultando óptima una estrategia de mantener precios nominales fijos, dado que los costes que lleva aparejado un cambio de precios (nuevos catálogos, pérdida de clientela, etc.) pueden superar a los beneficios obtenidos alterando los mismos.

En un marco dinámico los resultados varían ligeramente. Si se considera un modelo en el que las empresas tienen que decidir entre modificar sus precios o dejarlos fijos, las empresas decidirán llevar a cabo ajustes en precios cuando la varianza de las perturbaciones monetarias sea elevada, no existiendo efectos reales sobre la economía en este contexto. Por contra, si la varianza de las mismas es reducida, puede resultar más beneficioso no realizar dicho ajuste produciéndose efectos reales sobre la economía. Este tipo de asimetría, como se puede comprobar, es totalmente distinto al anterior.

Un último caso a considerar es uno de carácter intermedio, combinación de los anteriores, en el que únicamente perturbaciones monetarias pequeñas y negativas afectan a la actividad real. Este caso se deriva de un modelo

²El término *menu costs* hace referencia a todo tipo de costes para los productores a la hora de variar los precios debidos a la impresión de nuevos catálogos, ajustes de clientela, etc.

menu cost dinámico en el que existe una tasa de inflación tendencial (véase Ball y Mankiw (1994)). Esta hipótesis se denominará *híbrida*, al tener connotaciones de *signo y tamaño* en las perturbaciones.

De este modo, según lo señalado, podría haber periodos de neutralidad y de no neutralidad de la política monetaria, dependiendo del grado de predecibilidad junto con el tamaño y signo de las perturbaciones.

Para la realización de un análisis empírico de los distintos tipos de asimetría se emplean dos procedimientos diferentes, debido al escaso grado de fiabilidad de los resultados que se derivan del primero. Este primer método se utiliza en Demery (1993) y consiste en establecer una división de las perturbaciones monetarias, obtenidas de una ecuación de instrumentación de la política monetaria, en grandes y pequeñas mediante la construcción de un intervalo de, digamos, dos veces el error estándar alrededor de cero, definiendo como perturbaciones grandes aquellas que no están dentro del intervalo y como perturbaciones pequeñas aquellas que están dentro del mismo. Una vez hecha esta división, las distintas perturbaciones se dividen a su vez en positivas y negativas. El inconveniente principal de este procedimiento es que lleva a que las perturbaciones de gran tamaño sólo recojan observaciones atípicas y no sea robusto a cambios estructurales en media y/o varianza del proceso que genera las perturbaciones monetarias. Este problema es particularmente relevante en el caso que nos ocupa, ya que la instrumentación de la política monetaria en España ha pasado de un control de la cantidad de dinero al control directo de los tipos de interés durante el período muestral analizado. También cabe señalar que la división de las perturbaciones mediante la construcción de un intervalo a partir de la desviación de los e-

errores estándar implica problemas de discontinuidad en las estimaciones de la ecuación de producción, siendo necesario imponer continuidad mediante una restricción adicional.

De este modo, se propone un segundo procedimiento consistente en la estimación de una ecuación de instrumentación de la política monetaria en la que se permite un cambio de régimen. Para ello se emplea la modelización de cambio de régimen propuesta por Hamilton (1989) apropiadamente modificada para permitir variables exógenas retardadas, que se supone que no varían entre regímenes. Se modelizan de este modo los tipos de interés como un proceso que tiene cambios en media y/o varianza. A raíz de la aplicación de esta técnica se puede obtener una división en perturbaciones grandes y pequeñas mediante la consideración de dos estados, uno en el cual la media y varianza son elevadas (que coincide con el periodo en el que la variable instrumental era el crecimiento de la cantidad de dinero y los tipos de interés eran más volátiles) y otro con media y varianza menores (que corresponde al periodo de control directo de los tipos de interés). A continuación, una vez obtenida esta división, se subdividen en positivas y negativas.

Una vez aplicados ambos procedimientos se procede a contrastar simultáneamente la existencia de las tres versiones de asimetría consideradas anteriormente. Para ello se estima un sistema de ecuaciones simultáneas en el que se incluye la ecuación de instrumentación de la política monetaria y una ecuación de producción, en la que se introducen las distintas perturbaciones monetarias obtenidas a partir de la primera. La contrastación de los diversos tipos de asimetría se lleva a cabo mediante contrastes del ratio de verosimilitud.

Los resultados de la aplicación del primer procedimiento muestran evidencia a favor de la existencia de la asimetría de corte keynesiano y asimetría *híbrida*, siendo por tanto las perturbaciones negativas y las perturbaciones negativas y pequeñas las que tienen efectos reales en la economía. En cualquier caso, tal como se señaló previamente, dichos resultados han de tomarse con abundantes dosis de escepticismo, dadas las limitaciones del procedimiento.

Cuando se contrasta la presencia de asimetrías mediante el segundo procedimiento se encuentra que de hecho existen dos regímenes claramente diferenciados a la hora de estimar la ecuación de instrumentación de la política monetaria, uno desde finales de 1977 hasta 1985, con media y varianza altas y otro, desde 1985 hasta 1996, con media y varianza bajas, debido al cambio en la instrumentación de la política monetaria. En cuanto a los resultados obtenidos en los contrastes de asimetría, sólo varían ligeramente, manteniéndose sólo evidencia a favor de la asimetría de corte keynesiano.

El resto del trabajo se organiza del modo siguiente. En el apartado 2 se exponen distintas teorías explicativas de las asimetrías bajo estudio. En el apartado 3 se describe la metodología empírica que será aplicada. En el apartado 4 se explica el proceso para la obtención de la ecuación de instrumentación de política monetaria. En el apartado 5 se contrasta la existencia de asimetrías. Por último, en el apartado 6, se exponen las conclusiones.

2 Teorías de asimetría

Existen una amplia gama de modelos teóricos para explicar asimetrías que se producen en los efectos de la política monetaria sobre la producción vía

la existencia de rigideces en la determinación de precios y salarios. En esta sección se discuten brevemente algunas de estas teorías de cara a la fundamentación del análisis empírico.

De todas las formas de asimetría existentes, posiblemente sea la procedente de la literatura tradicional de corte keynesiano la más conocida y sobre la que se han planteado mayor número de modelizaciones. Este tipo de modelos se basa en la existencia de rigideces en el ajuste de precios y salarios ante cambios en la demanda nominal.

En este contexto se puede plantear un modelo keynesiano en el cual los salarios nominales son rígidos a la baja y flexibles al alza, donde se parte de un salario nominal acorde con el nivel de precios esperado y consistente con el nivel de demanda, así como una curva de oferta a largo plazo vertical. En un modelo con estas características la curva de oferta será vertical para el nivel esperado de precios y tendrá pendiente positiva para niveles de precios por debajo del nivel de precios esperado. De este modo, aumentos no anticipados en la demanda serán neutrales y no tendrán efectos reales en la economía, ya que salarios y precios se ajustan inmediatamente al alza. Por el contrario, disminuciones no anticipadas se asociarán con niveles de producción y empleo menores, al haber rigidez a la baja. De esta forma se espera que perturbaciones negativas tengan efectos reales mientras que las positivas no los tengan. Este tipo de asimetría se ha analizado para Estados Unidos por DeLong y Summers (1988) y por Cover (1992), encontrando evidencia a favor de la misma.

Otro tipo de asimetrías analizadas recientemente son las basadas en los modelos de *menu cost*, introducidos en la literatura económica por Akerlof

y Yellen (1985) y Blanchard y Kiyotaki (1987). Este tipo de modelos analiza cómo afectan los cambios en la demanda a las decisiones de precios que toman las empresas, en un contexto de equilibrio general con competencia monopolística. En estas circunstancias, una alteración de precios supondrá un coste para los productores (*menu cost*) debido a causas como la impresión de nuevos catálogos, la posible incertidumbre sobre la clientela asociada a frecuentes cambios de precios, etc., de tal modo que sólo ante variaciones no anticipadas en la demanda nominal de gran magnitud les compensa a las empresas variar los precios proporcionalmente. Por el contrario, ante variaciones no anticipadas de pequeña magnitud en la demanda, los productores preferirán no alterar sus precios, al ser superiores los costes incurridos en la operación a los beneficios obtenidos por el ajuste realizado. De esta manera, se espera que sólo las perturbaciones monetarias de pequeña magnitud tengan efectos reales, mientras que las de gran magnitud no los tengan. Este tipo de modelización se recoge en Ball y Romer (1990).

La última y más reciente modelización de asimetría a considerar en el análisis empírico es una combinación de las dos anteriores y ha sido introducida recientemente por Ball y Mankiw (1994). Con el fin de recoger ambos tipos de asimetría, se establece un modelo de *menu cost* de corte dinámico en el cual existe inflación tendencial y donde las empresas establecen un precio que se puede ajustar en el siguiente periodo, de tal modo que un cambio actual está sujeto a un *menu cost*. Si una perturbación monetaria no anticipada llega en el siguiente periodo, puede que sea rentable a las empresas pagar un *menu cost*. La principal aportación del modelo considerado por Ball y Mankiw es que, al haber inflación tendencial, aquellas empresas que deseen

reducir sus precios relativos, en presencia de una perturbación negativa, no necesitan pagar el *menu cost* ya que la inflación automáticamente hará el ajuste entre periodos. Por el contrario, frente a una perturbación positiva, aquellas empresas que deseen aumentar su precio relativo se verán obligadas a hacerlo más que proporcionalmente, ya que la inflación tendencial tenderá a reducirlos. Por tanto, las perturbaciones positivas son más propensas a inducir ajustes de precios que las negativas, y los ajustes al alza son más importantes que los ajustes a la baja. Un modelo de este estilo implica, por tanto, asimetrías de *signo y tamaño*, consistentes con las interpretaciones keynesianas y de *menu cost*, de ahí que se denomine a este tipo de asimetría *híbrida*.

3 Análisis Empírico

En este apartado se describe con detalle la metodología empírica que será aplicada para la realización de los contrastes sobre los distintos tipos de asimetría en los efectos de la política monetaria sobre la producción señalados en el apartado anterior.

El procedimiento es una extensión del utilizado para contrastar las nuevas teorías clásicas de la información imperfecta basadas en la “no neutralidad del dinero”, introducidas por Lucas (1972, 1975), en los trabajos de Barro (1977, 1978), Barro y Herckowitz (1980), Boschen y Grossman (1982) y Mishkin (1982).

Consiste en estimar simultáneamente dos ecuaciones: (1) una ecuación de reacción de la política monetaria del banco central y (2) una ecuación

de producción, que depende de las perturbaciones monetarias. La primera ecuación trata de captar la instrumentación de la política monetaria llevada a cabo por la autoridad monetaria, para poder extraer de la misma las perturbaciones de política monetaria no anticipadas. Esas perturbaciones se introducen dentro de la ecuación de producción para proceder a realizar distintos contrastes de asimetría. Así los estudios de DeLong y Summers (1988) y Cover (1992) se centran en contrastar la presencia de asimetrías de tipo keynesiano, analizando si el efecto de las perturbaciones no anticipadas positivas y negativas es distinto. En concreto, la metodología para evaluar la existencia de este tipo de asimetría puede resumirse de la siguiente manera. Sea el sistema de ecuaciones formado por:

$$i_t = \Phi(L)i_{t-1} + \Theta'x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta^+ \varepsilon_t^+ + \beta^- \varepsilon_t^- + \xi_t \quad (2)$$

donde Δ es el operador primeras diferencias, i_t es el tipo de interés marginal de intervención del banco central, $\Phi(L)$ es un polinomio de retardos, Θ un vector de parámetros, x_{t-1} un vector de variables exógenas que recoge variables determinantes en la instrumentación de la política monetaria, tales como desviaciones respecto al objetivo de crecimiento anual de la cantidad de dinero, desviaciones respecto al objetivo de inflación anual, variaciones del tipo de cambio, etc. En la segunda ecuación, z_t es un vector de variables exógenas que influyen en la producción, tales como los saldos monetarios reales, el tipo de cambio efectivo real respecto a los países desarrollados, un indicador del nivel de producción extranjera, los tipos de interés reales, etc.,

pudiendo incluir retardos de las mismas.

A su vez, la descomposición de las perturbaciones en positivas y negativas se realizaría del modo siguiente:

$$\begin{aligned}\varepsilon_t^+ &\equiv \max(0, \varepsilon_t) \\ \varepsilon_t^- &\equiv \min(0, \varepsilon_t)\end{aligned}\tag{3}$$

El contraste de asimetría consistirá en comprobar si se verifica la hipótesis nula $H_0 : \beta^+ = \beta^-$. Si se rechaza H_0 , existirá este tipo de asimetría.

Finalmente, para realizar una extensión del análisis de DeLong y Summers (1988) y Cover (1992) incorporando dentro del mismo la modelización de la asimetría *menu cost* podemos distinguir los siguientes dos procedimientos.

3.1 Procedimiento basado en la construcción de un intervalo a partir de las desviaciones estándar de los residuos

Este procedimiento es el más simple y consiste en estimar la ecuación de reacción de política monetaria del banco central y realizar una descomposición de las perturbaciones no anticipadas según tamaño en grandes y pequeñas, mediante la construcción de un intervalo de, por ejemplo, dos veces el error estándar alrededor de cero.

Una vez conseguida esta desagregación se aplican las siguientes definiciones para la subdivisión de las mismas en positivas y negativas:

$$\varepsilon_t^{g+} \equiv \max(0, \varepsilon_t^g)\tag{4}$$

$$\varepsilon_t^{g-} \equiv \min(0, \varepsilon_t^g)$$

$$\varepsilon_t^{p+} \equiv \max(0, \varepsilon_t^p)$$

$$\varepsilon_t^{p-} \equiv \min(0, \varepsilon_t^p)$$

procediendo a realizar la estimación de una ecuación de producción del modo:

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta^{g+} \varepsilon_t^{g+} + \beta^{g-} \varepsilon_t^{g-} + \beta^{p+} \varepsilon_t^{p+} + \beta^{p-} \varepsilon_t^{p-} + \xi_t \quad (5)$$

Una vez estimada esta ecuación se puede proceder a la realización de los contrastes sobre igualdad y significatividad de subconjuntos de coeficientes.

A este respecto, conviene señalar que Demery(1993) realizó una distinción entre perturbaciones grandes y pequeñas utilizando este procedimiento, pero el inconveniente principal de este método es que las perturbaciones grandes recogerían las observaciones atípicas y no sería robusto a cambios estructurales en media y varianza.

Es por ello que este procedimiento puede no resultar adecuado, ya que las perturbaciones no anticipadas pueden identificarse erróneamente. Así, si consideramos un caso en el que sólo la varianza cambia en el tiempo, pero no la media, este procedimiento identificaría perturbaciones grandes como una mezcla de las perturbaciones de varianza grande y pequeña. Sin embargo el segundo procedimiento propuesto identifica los dos regímenes, de varianza grande y varianza pequeña, si es que así se han producido en la muestra analizada. Asimismo, a la hora de estimar la ecuación (5) aparece un problema de discontinuidad, al establecer una división de las perturbaciones en grandes y pequeñas basándose en la construcción de un intervalo de confianza de dos veces el error estándar de los residuos, siendo necesario estimar la ecuación

imponiendo una restricción de continuidad. Para ello se procede en primer lugar a dividir las perturbaciones en positivas y negativas, corrigiendo posteriormente las mismas de los límites superior e inferior del intervalo elegido. Es decir, la ecuación (5) pasaría a estimarse de la siguiente forma:

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta^{g+}(\varepsilon_t^{g+} - 2\sigma_\varepsilon) + \beta^{g-}(\varepsilon_t^{g-} + 2\sigma_\varepsilon) + \beta^{p+}(\varepsilon_t^{p+} + 2\sigma_\varepsilon) + \beta^{p-}(\varepsilon_t^{p-} - 2\sigma_\varepsilon) + \xi_t \quad (6)$$

3.2 Procedimiento basado en la metodología de cambios de régimen de Hamilton

De acuerdo con los comentarios anteriores una segunda posibilidad para la realización de las estimaciones sería la aplicación de la metodología de cambios de régimen propuesta en Hamilton (1989) a la ecuación de política monetaria. Tal metodología se emplea para caracterizar la evolución de variables que cambian de comportamiento en el tiempo. Véase Hamilton (1988, 1989, 1991), Phillips (1991), Sola y Driffill (1994) y Ravn y Sola (1995). Los elementos básicos de esta metodología se describen en Hamilton (1994).

En la literatura se encuentran varios precedentes de la aplicación de este enfoque. Así, García y Schaller (1995) aplicaron la misma para investigar la existencia de efectos asimétricos de política monetaria, pero modelizando la producción como un proceso de cambio de régimen y contrastando si la política monetaria tiene efectos distintos dependiendo del estado actual de la economía. De esta manera encuentran evidencia a favor de que los tipos de interés tienen mayores efectos durante las recesiones que en las expansiones.

En este trabajo, considerando como inicio del periodo muestral el año 1977, momento a partir del cual empieza a realizarse una política monetaria activa en España, parece totalmente justificado el empleo de esta metodología, ya que, a partir de 1987, se produce un cambio importante en la instrumentación. Efectivamente, se pasa de una política basada en el control del crecimiento de la cantidad de dinero, crecimiento de los ALP, en la que los tipos de interés sufrían bruscas variaciones, a una basada en el control directo de los tipos de interés junto con un seguimiento subordinado del crecimiento de la cantidad de dinero.

A continuación se describe con detalle este tipo de enfoque de acuerdo con la metodología de Hamilton (1989), de manera que se puede modelizar una serie temporal considerando cambios discretos en su media condicional y/o varianza.

La variable que dicta el cambio de régimen se presenta como una variable de estado s_t que toma valores cero o uno, añadiendo a la regresión un conjunto de variables exógenas que se supone, por simplicidad, que no están sujetas a cambios de régimen.

Con estas indicaciones se estimaría por máxima verosimilitud una ecuación de instrumentación de la política monetaria del estilo:

$$i_t - \mu(s_t) = \Phi(L)(i_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \Theta'x_{t-1} + \sigma(s_t)\eta_t \quad (7)$$

donde $\Phi(L)$ es un polinomio de retardos, Θ es un vector de parámetros, x_{t-1} es un vector de variables exógenas (las mismas que en el procedimiento anterior), en desviaciones respecto a la media, $x - \mu_x$, $\mu(s_t)$ es una media dependiente del estado, s_t es la variable estado discreta con valores cero y

uno y finalmente η_t es un término de error que se distribuye como una $N(0,1)$.

Se supone que el proceso de instrumentación mediante intervención de los tipos de interés puede tomar dos medias diferentes, μ_0 y μ_1 , con varianzas σ_0^2 y σ_1^2 durante el periodo analizado. Así que se supone que los estados no observados se generan por un proceso de Markov con dos estados de la naturaleza. Se define π_{ij} como $p(s_t = i/s_{t-1} = j)$; $i,j=0,1$. Teniendo en cuenta esto, la matriz de probabilidades de transición vendrá dada por:

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{00} & \pi_{01} \\ \pi_{10} & \pi_{11} \end{bmatrix} \quad (8)$$

donde cada probabilidad de transición se restringe a ser no negativa y pertenecer a un intervalo unitario, además de que la suma de cada columna sea la unidad.

La división entre perturbaciones grandes y pequeñas se realizaría del siguiente modo. En primer lugar se considera el tipo de interés en el periodo t dado el estado vigente en el periodo $t-1$, de manera que:

$$E_{t-1}i_t = \mu_0\pi_{00} + \mu_1(1 - \pi_{00}) + \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_0) + \Theta'x_{t-1} \quad \text{si } s_{t-1} = 0 \quad (9)$$

$$E_{t-1}i_t = \mu_0(1 - \pi_{11}) + \mu_1\pi_{11} + \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_1) + \Theta'x_{t-1} \quad \text{si } s_{t-1} = 1 \quad (10)$$

De este modo, se obtienen las distintas perturbaciones en cada régimen, dadas por:

$$\varepsilon_{0t} = i_t - [(\mu_0\pi_{00} + \mu_1(1 - \pi_{00}) + \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_0) + \Theta'x_{t-1})] \sim N(0, \sigma_0^2) \quad (11)$$

$$\varepsilon_{1t} = i_t - [(\mu_0(1 - \pi_{11}) + \mu_1\pi_{11} + \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_1) + \Theta'x_{t-1})] \sim N(0, \sigma_1^2) \quad (12)$$

La filosofía subyacente en este enfoque, consiste en suponer que los distintos estados no son observables, con lo que se requiere hacer inferencia sobre el estado o régimen. Esto se realiza usando las probabilidades de estar en cada uno de los regímenes $p(s_{t-1} = i)$. Estas probabilidades se calculan en base a la información disponible en el periodo $t-1$ y se obtienen empleando el filtro propuesto por Hamilton en su metodología oportunamente modificado para incluir variables exógenas³.

Para el análisis empírico se supondrá que el estado 0 corresponde a varianza alta en las perturbaciones monetarias no anticipadas, lo cual corresponde al periodo de instrumentación basada en el crecimiento de la cantidad de dinero, y el estado 1 al de varianza baja, que viene identificado con el periodo de control directo de los tipos de interés. Así, se tiene que:

$$\varepsilon_t^g \equiv p(s_{t-1} = 0) * (i_t - [(\mu_0\pi_{00} + \mu_1(1 - \pi_{00}) + \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_0) + \Theta'x_{t-1})]) \quad (13)$$

$$\varepsilon_t^p \equiv p(s_{t-1} = 1) * (i_t - [(\mu_0(1 - \pi_{11}) + \mu_1\pi_{11} + \Phi(L)(i_{t-1} - \mu_1) + \Theta'x_{t-1})]) \quad (14)$$

Una vez realizada esta división se procede a realizar la división en positivas y negativas como en el procedimiento anterior, obteniendo el conjunto de posibles perturbaciones $\{\varepsilon_t^{g+}, \varepsilon_t^{g-}, \varepsilon_t^{p+}, \varepsilon_t^{p-}\}$. Por último, para contrastar

³En el apéndice se muestra cuál es el filtro empleado.

el efecto de las distintas perturbaciones sobre la producción, se estimará por máxima verosimilitud la siguiente ecuación:

$$\Delta y_t = \psi z_t + \beta^{g+} \varepsilon_t^{g+} + \beta^{g-} \varepsilon_t^{g-} + \beta^{p+} \varepsilon_t^{p+} + \beta^{p-} \varepsilon_t^{p-} + \xi_t \quad (15)$$

procediendo a contrastar las hipótesis que a continuación se describen.

3.3 Contrastes de Asimetría

Una vez estimados los parámetros β^{g+} , β^{g-} , β^{p+} y β^{p-} por cualquiera de los dos procedimientos comentados previamente, se procede a contrastar las distintas asimetrías.

Los test se llevan a cabo de una manera secuencial usando el contraste del ratio de verosimilitud (LR). El primer conjunto de restricciones que se impone antes de llevar a cabo el contraste es el siguiente:

$$\text{Caso 2 } H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-} = \beta^{p+} = \beta^{p-} \quad (16)$$

Así, se contrasta H_0 mediante un test LR que se distribuye mediante una χ^2 con 3 grados de libertad. Si se cumple dicha hipótesis nos encontramos con la inexistencia de asimetrías, lo cual evitaría pasar a contrastar los tres tipos de asimetría por separado que se enumeran a continuación.

3.3.1 Asimetría Tradicional Keynesiana

Mediante este contraste se observan *asimetrías de signo*, comprobando si las perturbaciones de política monetaria positivas y negativas tienen un efecto distinto. Para ello se realiza un procedimiento en dos etapas:

En primer lugar se contrasta si los coeficientes de las perturbaciones positivas y negativas son iguales independientemente del tamaño de las mismas; esto es:

$$\text{Caso 3 } H_0 : \beta^{g+} = \beta^{p+} \text{ y } \beta^{g-} = \beta^{p-} \quad (17)$$

Para ello utilizamos un test LR que se distribuiría como una χ^2 con 2 grados de libertad) y si se acepta H_0 se pasa a la segunda etapa, donde se comprueba si sólo las perturbaciones negativas son las que tienen efectos reales.

$$\text{Caso 4 } H_0 : \beta^{g+} = \beta^{p+} = 0 \text{ y } \beta^{g-} = \beta^{p-} \quad (18)$$

Contrastando (18) frente a (17) si se acepta se comprueba la hipótesis de que las perturbaciones positivas son neutrales.

3.3.2 Asimetría Tipo *Menu Cost*

Se sigue un procedimiento similar en dos etapas para contrastar las *asimetrías de tamaño*. En la primera se evalúa si los coeficientes de las perturbaciones grandes y pequeñas coinciden para los distintos signos.

$$\text{Caso 5 } H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-} \text{ y } \beta^{p+} = \beta^{p-} \quad (19)$$

En la segunda etapa se contrasta si el coeficiente de las perturbaciones pequeñas es el único significativo, de forma que:

$$\text{Caso 6 } H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-} = 0 \text{ y } \beta^{p+} = \beta^{p-} \quad (20)$$

Contrastando (20) frente a (19) se observa la hipótesis de que las perturbaciones de mayor tamaño son neutrales.

3.3.3 Asimetría Híbrida.

Este ultimo caso es el más sencillo de todos y consiste en contrastar:

$$\text{Caso 7 } H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-} = \beta^{p+} = 0 \quad (21)$$

Para ello se realiza un test LR bien frente al último caso de la asimetría keynesiana (Caso 4), si no se rechazó anteriormente, bien frente al caso de la *menu cost* (Caso 6) si tampoco se rechazó anteriormente. También se puede contrastar directamente frente a la ecuación de producción sin restricciones. Si no se rechaza este contraste sólo las perturbaciones pequeñas y negativas serían significativas.

4 Descripción de la ecuación de instrumentación de política monetaria

Una vez explicados los dos procedimientos para llevar a cabo el análisis empírico, el primer paso para la realización del mismo es la especificación de una ecuación de instrumentación de la política monetaria realizada por el Banco de España durante la muestra analizada, que comprende datos trimestrales entre 1977 y 1996.

La estimación de una ecuación que englobe cual ha sido la instrumentación realizada por el Banco Central durante el periodo muestral analizado es una

tarea difícil, debido al cambio que se introdujo de una variable instrumental de control de cantidades (crecimiento de la cantidad de dinero), a una de control de precios (tipos de interés). Cabe señalar que en el caso de una variable instrumental de tipos de interés, la relación con el objetivo intermedio de política monetaria es menos inmediata y se requeriría una modelización del sector financiero de la economía que contemplara los mecanismos a través de los que se produce la transmisión de los impulsos monetarios vía tipos de interés. No obstante, si se enfoca el estudio desde la perspectiva del comportamiento de las autoridades monetarias, la relación entre una variable instrumental de tipos de interés y el objetivo de la cantidad de dinero puede tener una representación sencilla en el marco de una función de reacción. Esta formulación permite una representación adecuada en la práctica de la toma de decisiones en el nivel intermedio del esquema del control monetario, por parte del Banco de España.

Dentro del esquema actual de política monetaria la variable instrumental son los tipos de interés, si bien los objetivos de crecimiento de la cantidad de dinero continúan desempeñando un papel central de referencia para la toma de decisiones de política monetaria, ponderados junto a otros indicadores. Entre estos últimos adquieren especial relevancia el comportamiento del tipo de cambio y la tasa de inflación, cuya relevancia ha ido aumentando en mayor medida en los últimos años. De cualquier modo, el Banco de España en determinados periodos ha podido tomar en consideración otro tipo de información a la hora de modificar sus tipos de intervención, como por ejemplo la evolución de determinados mercados financieros, los movimientos de tipos de interés exteriores (tales como el tipo de interés alemán), y el

comportamiento de las contrapartidas de los activos de caja y/o la cantidad de dinero. Sin embargo, teniendo en cuenta las limitaciones de grados de libertad para realizar los contrastes empíricos y las dificultades para traducir algunos de estos posibles determinantes a variables capaces de incorporarse al trabajo econométrico se ha optado por restringir a un número reducido de variables que, en principio, y de acuerdo con la tradición de las actuaciones del Banco de España y sus planteamientos sobre la conducción de la política monetaria, recogen suficientemente los factores más sistemáticos de reacción de las autoridades monetarias (véase Escrivá y Santos).

Una vez determinada la especificación de la ecuación se procederá a obtener las perturbaciones no anticipadas de la política monetaria para su correspondiente división en grandes y pequeñas y una subdivisión de éstas en positivas y negativas, introduciendo posteriormente las mismas en una ecuación de producción para el estudio de sus efectos reales en la economía.

4.1 Definición de variables

El primer problema, de los múltiples que aparecen a la hora de encontrar una especificación de una función de reacción de política monetaria es la selección de un tipo de interés que recoja la respuesta de las autoridades monetarias. Es necesario tener en cuenta que el Banco de España ha utilizado diferentes instrumentos en el periodo analizado y ha ido centrando sus referencias de tipos de interés en una banda para los tipos interbancarios a más corto plazo. Algunos de los distintos instrumentos han adquirido especial relevancia en determinados periodos, como ha ocurrido con las cesiones temporales a tres meses en las coyunturas de elevado drenaje de liquidez, pero si se considera el

total de la muestra, el tipo de interés representativo ha sido el tipo marginal de las subastas de préstamos de regulación monetaria hasta Mayo de 1990, periodo a partir del cual se recogen los tipos de interés de las operaciones de dobles con Certificados de Depósito del Banco de España, conocidos como CEBES. En consecuencia, se ha construido una variable en media trimestral a partir de los datos mensuales de estos tipos de interés (i). Se ha optado por la utilización de esta serie como variable dependiente de la ecuación, siendo necesario señalar que se trataron especificaciones de ecuaciones de instrumentación de la política monetaria para el periodo muestral utilizando como variable dependiente, el crecimiento de la cantidad de dinero, activos líquidos en manos del público (ALP), obteniéndose resultados de inferior calidad con especificaciones de este tipo, lo cual no resulta nada extraño ya que en la mayoría del periodo muestral el Banco Central instrumentó su política siguiendo los tipos de interés⁴.

En cuanto a las variables explicativas finalmente se han seleccionado los tres tipos de variables más representativas de modo que engloben el conjunto de información del que se ha valido fundamentalmente el Banco de España en sus acciones de política monetaria: una variable que mide las desviaciones respecto al objetivo anual de crecimiento de la cantidad de dinero, magnitudes finales (inflación, producto interior bruto (PIB), desempleo) y por último variables de tipo de cambio.

La serie de desviaciones trimestrales en ALP respecto al objetivo anual

⁴Especificaciones de este estilo aparecen en Escrivá y Santos (1989) pero sólo pueden obtener una ecuación de instrumentación basándose en el crecimiento de los ALP para el periodo muestral 1977-1988 utilizando datos trimestrales.

de crecimiento, expresada en logaritmos ($alp - alpo$), se ha construido considerando hasta el año 1982 las desviaciones con respecto al objetivo anual de crecimiento del agregado monetario, disponibilidades líquidas (M3), y a partir de dicho año se consideran las desviaciones respecto al agregado ALP, de acuerdo con el criterio de fijación de objetivos establecido por el Banco de España. Asimismo esta serie se ha anualizado y corregido de estacionalidad. El comportamiento de la misma vendría a recoger las estrategias a medio plazo de fijación de la cantidad de dinero.

Respecto a las variables finales, finalmente sólo se consideró la tasa de inflación (π), obtenida a partir del IPC (índice de precios al consumo), expresado en logaritmos, como variable clave a incorporar en el modelo. También se intentó construir una variable de desviaciones respecto al objetivo de inflación, pero resultó imposible, dado que anteriormente las autoridades económicas fijaban estos objetivos con carácter discontinuo. También se intentó introducir el crecimiento del PIB real y las variaciones en la tasa de desempleo, pero no resultaron significativas.

Por último, respecto al tipo de cambio se han construido tres variables, para considerar los tres indicadores diferentes del tipo de cambio de la peseta, expresados en logaritmos, que han sido observados por las autoridades monetarias en el periodo analizado, recogiendo las variaciones de dichos tipos de cambio en la ecuación. Antes de 1986 el tipo de cambio observado por el Banco de España lo constituía un índice de tipo de cambio efectivo nominal de la peseta frente a las monedas de los países desarrollados ($tcpd$), ponderadas por su importancia en el comercio exterior con España. La variable recoge una media trimestral a partir de datos mensuales. A partir de 1986,

con la incorporación de España a la Comunidad Económica Europea (CEE), el Banco de España pasó a observar un índice de tipo de cambio efectivo nominal frente a los países comunitarios (*tcee*). Posteriormente, razones vinculadas a la forma de operar por parte del Banco de España en los mercados de cambios y al funcionamiento del Sistema Monetario Europeo, con el marco alemán como moneda dominante, propiciaron que la política cambiaria española tomara como referencia el marco alemán (*tcdm*). Cabe señalar que se trató de introducir solamente una o dos variables representativas del tipo de cambio, pero no resultaron significativas y aparecían problemas de estabilidad estructural, siendo necesario proceder a una desagregación en términos de los tipos de cambio. Las variables quedarían expresadas del siguiente modo:

Tipo de cambio efectivo nominal frente a países desarrollados (*tcpd*):

$$tcpd : \begin{cases} 1977:1 \text{ } 1985:4 \text{ } tcpd_t \\ 1986:1 \text{ } 1996:4 \text{ } tcpd_{85:4} \end{cases}$$

Tipo de cambio efectivo nominal frente a los países de la CEE (*tcee*):

$$tcee : \begin{cases} 1977:1 \text{ } 1985:4 \text{ } tcee_{85:4} \\ 1986:1 \text{ } 1987:2 \text{ } tcee_t \\ 1987:3 \text{ } 1996:4 \text{ } tcee_{87:2} \end{cases}$$

Tipo de cambio marco/peseta (*tcdm*):

$$tcdm : \begin{cases} 1977:1 \text{ } 1987:2 \text{ } tcdm_{87:2} \\ 1987:3 \text{ } 1996:4 \text{ } tcdm_t \end{cases}$$

Por último, cabe indicar que se trató de introducir otro tipo de variables de importancia en la instrumentación de la política monetaria, tales como los tipos de interés extranjeros. Se introdujo el tipo de interés alemán, pero al incluir esta variable el tipo de cambio frente al marco pasaba a no ser significativo por razones que podían estar vinculadas a la relación establecida por la paridad de intereses descubierta.

4.2 Estimación de la ecuación de instrumentación de la política monetaria

Tras ensayar distintas especificaciones alternativas del modelo, los resultados finales de la estimación de la ecuación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) se presentan en los cuadros 1 y 2. El periodo muestral es 1977:3-1996:4.

Todas las variables indicadas entran adecuadamente en el modelo con los signos correctos, consiguiendo explicar una parte importante de los cambios en los tipos de interés analizados. Si consideramos la primera especificación de la función de instrumentación de la política monetaria (véase cuadro 1), aunque el tamaño de la muestra no es suficientemente grande para realizar contrastes fiables de estabilidad del modelo, una estimación por submuestras parece mostrar problemas de estabilidad del valor de los parámetros, así como problemas de heterocedasticidad en los residuos, aunque no de normalidad, agravándose en mayor medida este problema sino se hubiera segmentado el tipo de cambio en tres variables. La causa de este problema es clara, ya que si se introduce una variable ficticia tipo impulso en el período en el que se produce el cambio en la instrumentación (véase cuadro 2) el modelo

especificado pasa los contrastes de estabilidad muestral, lo cual apoya la utilización del segundo procedimiento, basado en la metodología de cambio de régimen de Hamilton, debido al cambio estructural que se produce.

Por lo que respecta a las desviaciones con respecto al objetivo de crecimiento a medio plazo de la cantidad de dinero, ALP, se encuentra que el Banco de España ha reaccionado frente a las mismas en el trimestre precedente, siendo uno de los principales determinantes y apareciendo con signo positivo, de tal modo que cuando el crecimiento de la cantidad de dinero se halla por encima del objetivo anual previsto, los tipos de interés tienden a aumentar. En el caso de los precios se realizaron pruebas considerando variaciones interanuales ($T_{1,4}$) y variaciones intertrimestrales ($T_{1,1}$), presentando mejor significatividad las primeras. Presentan un signo positivo, mostrando que a mayor inflación existe una tendencia a aumentar los tipos de interés. Respecto al tipo de cambio, cabe señalar que, de las tres variables de tipo de cambio consideradas, son las del tipo de cambio efectivo frente a países desarrollados y frente a países de la CEE las más significativas y en menor medida el tipo de cambio marco/peseta. La menor significación de la última variable de tipo de cambio puede deberse a los cambios introducidos ante la crisis en Sistema Monetario Europeo, ya que antes de los problemas surgidos a finales de 1992 el tipo de cambio constituía una restricción efectiva a corto plazo para el movimiento de los tipos de interés, pero posteriormente, al aumentar la banda de fluctuación del sistema, dicha restricción no era tan importante. En todos los casos, el coeficiente estimado es negativo, de tal modo que una apreciación de la peseta implicaría reducciones en los tipos de interés.

5 Análisis de Asimetrías

En este apartado se contrastan los diferentes tipos de efectos asimétricos señalados en el tercer apartado.

Para la realización del análisis se emplean los resultados de la ecuación de instrumentación de la política monetaria obtenidos en el apartado anterior, obteniéndose a partir de la misma la desagregación de los distintos tipos de perturbaciones. Es necesario señalar que para la realización de los contrastes, dado que la variable dependiente del modelo son los tipos de interés, resulta conveniente efectuar un cambio de signo en las perturbaciones obtenidas en la especificación de la ecuación de instrumentación, de modo que perturbaciones positivas correspondan a la realización de una política monetaria expansiva (disminución de tipos de interés) y las negativas a una política monetaria contractiva (aumentos de tipos de interés).

Por último, antes de proceder a exponer los resultados de los distintos procedimientos, resulta necesario comentar cuál ha sido la especificación elegida para la ecuación de producción, que corresponde a una especificación típica de una ecuación de demanda agregada. Se han elegido como factores explicativos las variaciones en el tipo de interés real, las variaciones en el tipo de cambio efectivo real frente a los países desarrollados, el crecimiento del PIB real de los países de la OCDE, el crecimiento del consumo público, las variaciones en los saldos reales, así como retardos de la propia variable dependiente. Se debe señalar que todas las variables aparecen con el signo adecuado en la ecuación de producción (véase cuadro 4). Las variaciones del tipo de interés real afectan negativamente con retardo de tres periodos, los saldos reales recogen el efecto riqueza y afectan positivamente con dos y tres

trimestres de desfase. El crecimiento del PIB real de la OCDE y el índice de tipo de cambio efectivo real frente a los países desarrollados recogen los efectos del comercio exterior, afectando con un desfase de un periodo. El consumo público recoge los efectos de la política fiscal y afecta positivamente con carácter contemporáneo al crecimiento del PIB.

5.1 Resultados del procedimiento basado en los errores estándar de los residuos

Para desarrollar este procedimiento se parte de la ecuación de instrumentación de la política monetaria comentada en el apartado anterior (véase cuadro 2), procediendo a la estimación conjunta con la ecuación de producción, considerando un intervalo de dos veces el error estándar,⁵ por máxima verosimilitud (ML) de esta ecuación junto a la de producción, considerando los distintos casos especificados para los contrastes. Se procede a una estimación de este modo porque una estimación por separado de las mismas podría producir errores estándar inconsistentes. Los resultados de las estimaciones conjuntas de la ecuación monetaria y la ecuación de producción con las distintas restricciones se encuentran en los cuadros 3 y 4 y los resultados de los test de asimetría en el cuadro 5. En el cuadro 3, se recoge la estimación de la ecuación de reacción de política monetaria, mientras que la ecuación de producción se ofrece en el cuadro 4, en sus diferentes versiones según el tipo de asimetría que se considere (Casos 1 a 7). Finalmente los resultados de los

⁵También se hicieron estimaciones considerando intervalos de 1 y 1,5 veces el error estándar. Para 1,5 los resultados no variaron, pero con 1 sí. No obstante se omiten esos resultados en el trabajo, al ser muy pequeña la amplitud del intervalo.

contrastes de asimetría se encuentran en el cuadro 5, por filas.

Si observamos en el cuadro 4 los resultados del Caso 1, el modelo sin restricciones, hay grandes diferencias en el nivel de significatividad de las distintas perturbaciones. Parece ser que son sólo las pequeñas, tanto positivas como negativas, las que afectan realmente a la economía. Observando dicha ecuación parece darse alguna versión de efectos asimétricos de política monetaria. Para investigar si existe asimetría se vuelve a estimar el sistema de ecuaciones imponiendo las restricciones de los parámetros del Caso 2, imponiendo que todos los coeficientes entran con el mismo signo en la ecuación de producción. De acuerdo con el valor del contraste LR ofrecido en el cuadro 5 (fila1) se rechaza la restricción de que todas las perturbaciones sean iguales, pudiéndose así contrastar los distintos tipos de asimetría.

En primer lugar se analiza la asimetría de corte keynesiano imponiendo las restricciones del Caso 3, siendo ambas perturbaciones significativas pero en mayor medida las negativas (fila2). Esto implica que perturbaciones grandes y pequeñas entran con los mismos coeficientes y sólo es importante la distinción entre positivas y negativas aceptando dicha hipótesis (véase cuadro 5). Una vez hecha esta distinción se procede a contrastar si son sólo las negativas significativas frente al caso anterior (fila 3) y se acepta la hipótesis de existencia de este tipo de asimetría, con lo cual son sólo las perturbaciones negativas las que tienen efectos reales.

La otra alternativa es evaluar si perturbaciones grandes y pequeñas tienen efectos asimétricos sobre la producción. El primer paso en contrastar esto es imponer las restricciones del Caso 5, aceptándose claramente (fila 4), con lo cual es relevante la distinción según tamaño, resultando sólo significativas las

perturbaciones pequeñas, efecto que se aprecia claramente en el Caso 1 sin restricciones. No obstante, si imponemos la restricción adicional de que sólo las pequeñas son las significativas y la contrastamos frente al caso anterior se rechaza la hipótesis de asimetría de este tipo (fila 5).

El último caso a evaluar es el modelo de asimetría *híbrida* en el cual solo perturbaciones pequeñas y negativas, afectan a la actividad real. Si lo contrastamos frente al Caso 4, donde se aceptó la existencia de asimetría hay evidencia a favor de la misma (fila 6).

5.2 Procedimiento basado en la metodología de cambios de régimen de Hamilton

5.2.1 Estimación de la ecuación de instrumentación de la política monetaria

Previamente a la presentación de los resultados obtenidos mediante este procedimiento analizaremos los resultados obtenidos en la estimación de la ecuación de instrumentación de la política monetaria con cambio de régimen. El gráfico 1 presenta la serie de tipos de interés marginales de intervención del Banco de España indicada en el apartado de definición de variables. Si observamos dicha serie, parece ser que los tipos de interés eran más altos y estaban sujetos a mayor variabilidad hasta mediados de los ochenta, y a partir de entonces sus niveles son inferiores y su variabilidad menor. Esto indica claramente que ha habido un cambio en las propiedades de los tipos de interés alrededor de 1985.

En el cuadro 6 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación

con cambio de régimen⁶. Los resultados muestran claramente la existencia de ese cambio, ya que las medias y varianzas condicionales de ambos procesos son significativas. Las estimaciones sugieren que existe un primer régimen de media y varianza alta, donde la media de los tipos de interés se sitúa en torno a 20,78% y su desviación estándar en torno a un 9,32% y un segundo régimen donde la media se sitúa en un 14,07% y su desviación estándar en un 1,21%. Esto implica que la desviación estándar en el régimen 1 es 7,8 veces superior a la del régimen 2. Las estimaciones parecen mostrar que el segundo régimen ($\pi_{11} = 0,94$) es mucho más persistente que el primero ($\pi_{00} = 0,37$). El gráfico 3 ilustra las probabilidades estimadas de estar en el régimen 2. Se aprecian claros periodos de estabilidad a partir del segundo trimestre de 1984, apareciendo fuertes oscilaciones antes de dicho año. Aparecen fuertes variaciones de los tipos de interés a finales de 1982, donde aumentaron considerablemente, y a finales de 1980 y a principios de 1984, donde se produjeron importantes reducciones. Si se observan las probabilidades estimadas de estar en el régimen 2 en los distintos periodos (véase gráfico 3) se podría interpretar, dada la persistencia del segundo régimen, que cuando el Banco de España decidió llevar a cabo una política de control directo de tipos de interés se centró en el seguimiento de dicha variable, sin embargo antes de mediados de los 80, cuando se supone que la variable instrumental era el

⁶Los valores iniciales para las variables explicativas del modelo son obtenidos de la primera especificación de la ecuación de instrumentación de política monetaria. En cuanto a los valores iniciales de las medias y varianzas de cada estado, corresponden a las submuestras que recogen los distintos periodos donde se utilizaron variables de instrumentación distintas. La función se maximiza con el método BFGS (una modificación del algoritmo de Davidon-Fletcher-Powell).

crecimiento de la cantidad de dinero, se aprecia también un seguimiento de los tipos de interés, ya que aparecen periodos donde la probabilidad de estar en el régimen 2 es elevada.

En cuanto a las variables exógenas que aparecen en el modelo, son las mismas que las del procedimiento anterior y resultan todas significativas y con el signo correcto.

5.2.2 Contrastes de Asimetría

Dada la dificultad de estimar conjuntamente las ecuaciones de instrumentación de la política monetaria y de producción, tal y como se hacía en el procedimiento anterior, se procede a estimar por MCO la ecuación de producción por separado, una vez introducidas las perturbaciones y consideradas las distintas restricciones. Los resultados de las estimaciones aparecen en el cuadro 7 y los distintos contrastes en las distintas filas del cuadro 8.

Aparecen diferencias notables en el nivel de significatividad de las distintas perturbaciones, siendo las más significativas las negativas, tanto grandes como pequeñas (véase cuadro 7). Si se procede a imponer las restricciones de igualdad de coeficientes de los distintos perturbaciones, Caso 2, éstas claramente se rechazan (fila 1), con lo cual existirá alguna versión de asimetría.

En primer lugar se imponen las restricciones del Caso 3, primer paso para contrastar la asimetría de corte keynesiano, implicando que las perturbaciones grandes y pequeñas tienen los mismos coeficientes, aceptándose claramente esta hipótesis (fila 2). El segundo paso es imponer la restricción de que sólo las negativas son las que tiene efectos reales sobre la economía, que claramente se cumple (fila 3), tal y como aparece en el cuadro 8, con lo

cual, al igual que con el otro procedimiento existe asimetría keynesiana.

La otra alternativa es contrastar si perturbaciones grandes y pequeñas tienen efectos asimétricos y se obtiene que sólo las grandes son significativas. La hipótesis de igualdad de coeficientes de grandes y pequeñas se acepta, pero si se imponen las restricciones del Caso 6 no se aceptan (fila 5).

Por último, comprobamos el caso del modelo *híbrido* en el que sólo las perturbaciones pequeñas y negativas son las que afectan a la actividad real. Para ello imponemos las restricciones del Caso 7 y las contrastamos frente a las del 4, que se aceptaron al existir asimetría keynesiana, y se rechazan, no existiendo evidencia a favor de la misma (fila 6). Conviene señalar que el valor de las perturbaciones pequeñas y negativas es ligeramente significativo, pero no lo suficiente.

6 Conclusiones

En este trabajo se ha realizado un análisis sobre la posible existencia de efectos asimétricos de la política monetaria, desde el punto de vista del modo en que perturbaciones monetarias no anticipadas afectan a la actividad real. El principal objetivo de este trabajo ha sido contrastar la existencia de asimetrías del tipo de las introducidas por la literatura de corte keynesiano y los modelos de *menu cost*, así como combinaciones de las mismas.

Para ello se han utilizado dos procedimientos distintos en la estimación de la ecuación de instrumentación de la política monetaria y la posterior división de los distintos tipos de perturbaciones en grandes y pequeñas (de acuerdo con las teorías de *menu cost*) y positivas y negativas (de acuerdo con

las teorías keynesianas). El primer procedimiento se basa en la construcción de un intervalo alrededor de cero de dos veces el error estándar de los residuos y el segundo se apoya en la metodología de cambio de régimen de Hamilton (1989).

El primer procedimiento resulta ser de menor precisión que el segundo, ya que al estimar la ecuación de reacción de política monetaria del Banco de España aparecen problemas de heterocedasticidad en los errores y para conseguir la estabilidad estructural de los coeficientes es necesario introducir una variable ficticia tipo impulso. Estos problemas están causados fundamentalmente por el cambio de una variable instrumental de control de cantidades (crecimiento de la cantidad de dinero) a una de control de precios (tipos de interés). Además, surge otro problema importante al estimar la ecuación de producción conjuntamente con la ecuación de reacción de política monetaria, ya que al construir un intervalo de dos veces el error estándar aparecen problemas de discontinuidad, debiendo añadir una restricción de continuidad. Así, los resultados reflejan la existencia de asimetría de corte keynesiano e *híbrida*, de lo cual se concluirá que solamente las perturbaciones pequeñas y negativas son las que producen efectos reales en la economía.

Mediante la aplicación del segundo método, justificado por los problemas señalados en el párrafo anterior, aparecen claramente dos estados significativos, uno de media y varianza altas, correspondiente a los periodos de instrumentación basados en el control del crecimiento de la cantidad de dinero y otro de media y varianza menores, que representaría el periodo de instrumentación mediante el control directo de los tipos de interés. En este procedimiento la división de las perturbaciones en grandes y pequeñas se realiza

teniendo en cuenta las probabilidades de cada estado, con lo cual no aparece el problema de discontinuidad que plantea el procedimiento anterior. Los resultados de este procedimiento coinciden con los obtenidos en el anterior en cuanto al cumplimiento de la asimetría de corte keynesiano, rechazándose en este caso la *híbrida*, con lo cual solo las perturbaciones pequeñas afectan a la producción.

Si procedemos a comparar los resultados obtenidos en el estudio con los obtenidos por Cover (1992) y DeLongs y Summers (1988) para Estados Unidos y Karras (1996) para una serie de países europeos en su análisis de la asimetría de corte keynesiano, encontramos que son similares a los de éstos, a favor de la misma. Por contra, también aparecen signos de inexistencia de este tipo de asimetría. En concreto Ravn y Sola (1996), utilizando un procedimiento basado en la metodología de cambios de régimen de Hamilton (1989) no encuentran signos de existencia de este tipo de asimetría para Estados Unidos y Sensier (1996) tampoco la encuentra para el Reino Unido.

En cuanto a las posibles implicaciones de los resultados obtenidos, cabe señalar que estos son de gran relevancia. Así, de acuerdo con lo obtenido cabe esperar que cuando el Banco de España lleve a cabo una política monetaria contractiva mediante aumentos no esperados de los tipos de interés, su efecto sobre la economía será mayor, disminuyendo el crecimiento de la producción (PIB), en mayor medida que si se realiza una política en sentido contrario, disminuyendo los tipos de interés en la misma cantidad. Por tanto, la asimetría aparece desde el punto de vista de que las variaciones en valor absoluto de la tasa de crecimiento del PIB serán mayores con una política monetaria contractiva que con una expansiva. Además de lo anterior, si el

Banco de España lleva a cabo un aumento de tipos de interés, dicha subida seguirá teniendo un efecto negativo sobre la actividad real, aunque posteriormente se intente compensar con reducciones de tipos de igual magnitud.

Por último, cabe señalar que existen otro tipo de efectos asimétricos en las variaciones de la demanda nominal y la producción real que no son considerados en este trabajo. Así, otro tipo de efecto se deriva de la posibilidad de que la política monetaria, desde un punto de vista del control monetario, pueda afectar de forma diferente a la producción y el empleo en etapas de recesión o prosperidad económica, esperándose mayores efectos en etapas de recesión. Se encuentra evidencia favorable sobre este tipo de asimetría en García y Schaller (1995). Estos trabajos, al igual que el análisis realizado, se enfocan desde la vertiente del control monetario (vía crecimiento de la cantidad de dinero, o vía tipos de interés), pero también se deben considerar los efectos de la política monetaria en la vertiente del control crediticio. Asimismo, también aparecen teorías que se basan en el denominado canal crediticio. De acuerdo con las mismas, en etapas de prosperidad el crédito y la liquidez están disponibles, mientras que en etapas de recesión es más difícil obtener fondos para inversión, producción y consumo, por lo que es más probable que el control crediticio tenga efectos reales. Evidencia favorable sobre este tipo de asimetría se encuentra en Bernanke y Gertler (1989), Gertler (1992), Greenwald y Stiglitz (1993) y Shleifer y Vishny (1992).

7 Apéndices

7.1 Apéndice de variables

Variables utilizadas: (Periodo muestral: 1977:3-1996:4)

Ecuaciones de instrumentación de política monetaria:

i : Tipo de interés marginal de intervención día a día del Banco de España. Hasta Mayo de 1990 se recoge el valor de los Prestamos de Regulación Monetaria y a partir de dicho mes el tipo marginal de la subasta decenal de certificados de depósito (CEBES).

$alp - alpo$: Serie de desviaciones del crecimiento de la cantidad de dinero con respecto al objetivo de crecimiento anual. La serie está corregida de estacionalidad.

$tcpd$: Índice del tipo de cambio efectivo nominal frente a países desarrollados, expresado en logaritmos.

$tcee$: Índice del tipo de cambio efectivo nominal frente a países de la CEE, expresado en logaritmos.

$tcdm$: Tipo de cambio marco/peseta, expresado en logaritmos.

π : Tasa de inflación interanual ($T_{1,4}$), obtenida a partir del Índice de Precios al Consumo expresado en logaritmos.

μ_0 y σ_0 : Media y varianza del estado de media y varianza altas.

μ_1 y σ_1 : Media y varianza del estado de media y varianza bajas.

π_{00} : Grado de persistencia del régimen 0.

π_{11} : Grado de persistencia del régimen 1.

Ecuaciones de producción:

y : PIB real español.

$m - p$: Saldos reales. Se utiliza como cantidad de dinero ALP2 (activos líquidos en poder del público más los pagarés de empresa y forales) y como precios el Índice de Precios al Consumo.

y^* : PIB de los países de la OCDE.

g : Consumo público.

$tcpd$: Índice de tipo de cambio efectivo real frente a los países desarrollados.

ε^{g+} : Perturbaciones de política monetaria grandes y positivas.

ε^{p+} : Perturbaciones de política monetaria pequeñas y positivas.

ε^{g-} : Perturbaciones de política monetaria grandes y negativas.

ε^{p-} : Perturbaciones de política monetaria pequeñas y negativas.

7.2 Filtro de Hamilton modificado

Tal y como se ha indicado a lo largo del trabajo, al no permitir cambio de régimen para las variables explicativas de la ecuación de instrumentación, se supondrá que una de las variables incluida en el filtro es una variable de estado escalar. Las demás variables, las explicativas en la regresión, no pueden cambiar de régimen y están expresadas en desviaciones respecto a la media. Para poder calcular las probabilidades de cada estado se realizan los siguientes cinco etapas:

1/ Suponemos que y y x son las variables que se observan y s es la variable de estado no observada. Se calcula la función de densidad de los m estados

pasados y el estado actual condicionado a la información incluida en y_{t-1}, x_{t-1} y todos los valores pasados de y y x :

$$\begin{aligned} & p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m} \setminus y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_0) \\ = & p(s_t \setminus s_{t-1}) p(s_{t-1}, \dots, s_{t-m} \setminus y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_0) \end{aligned}$$

donde $p(s_t \setminus s_{t-1})$ es la matriz de probabilidades de transición de los estados que se supone que siguen un proceso de Markov. El segundo término de la derecha es conocido de la última etapa del filtro. En el caso actual la probabilidad del lado izquierdo representa el resultado de la iteración en $t-1$ (obtenida en la quinta etapa).

2/ Se calcula la función de distribución conjunta de y_t y $(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m})$,

$$\begin{aligned} & p(y_t, s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m} \setminus y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_0) \\ = & p(y_t \setminus s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m}, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_0) \\ & p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m} \setminus y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_0) \end{aligned}$$

donde se supone que :

$$\begin{aligned} & p(y_t, s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m} \setminus y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_0) \\ = & \frac{1}{(2\pi)^{0.5}(\sigma_{s_t})} \exp(-(2\sigma_{s_t}^2)^{-1}u_{s_t}^2) \end{aligned}$$

donde

$$u_{s_t} \equiv y_t - \mu_{s_t} - \Phi(L)(y_{t-1} - \mu_{s_t}) - \Theta(L)x_t$$

3/ Se marginaliza la función de densidad anterior con respecto a los estados que da la función de densidad condicional a partir de la cual se calcula la función de verosimilitud condicional:

$$p(y_t \setminus y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots, x_0) \\ = \sum_{s_t=0}^1 \sum_{s_{t-1}=0}^1 \dots \sum_{s_{t-m}=0}^1 p(y_t, s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m} \setminus y_{t-1}, \dots, y_0, x_{t-1}, \dots, x_0)$$

4/ Combinando los resultados de las dos etapas anteriores se calcula función de densidad conjunta condicionada al estado actual observado y valores pasados de y :

$$p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m} \setminus y_{t-1}, \dots, y_0, x_{t-1}, \dots, x_0) = \frac{p(y_t, s_t, \dots, s_{t-m} \setminus y_{t-1}, \dots, y_0, x_{t-1}, \dots, x_0)}{p(y_t \setminus y_{t-1}, \dots, y_0, x_{t-1}, \dots, x_0)}$$

5/ Obtenemos el resultado deseado a partir de:

$$p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m+1} \setminus y_t, \dots, y_0, x_{t-1}, \dots, x_0) = \sum_{s_{t-m}=0}^1 p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-m} \setminus y_t, \dots, y_0, x_{t-1}, \dots, x_0)$$

Los resultados de esta etapa se utilizan en la primera etapa en la siguiente iteración. Las estimaciones de los parámetros del modelo se calculan maximizando la función de verosimilitud que se obtiene en la tercera etapa

8 Bibliografía

Andrés, J., Mestre, R. y Vallés, J. "Un Modelo Estructural para el Análisis del Mecanismo de Transmisión Monetaria: El Caso Español". Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de trabajo 9629, 1996.

Blanchard, O. y Kiyotaki, N. "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand". *American Economic Review*, 77, 647-77, 1987.

Ball, L. y Mankiw, G. "Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations". *Economic Journal*, 104. 247-61, 1994.

Ball, L. y Romer, D. "Are Prices Too Sticky?". *Quarterly Journal of Economics*, 507-24, 1989.

Ball, L. y Romer, D. "Real Rigidities and the Non Neutrality of Money". *Review of Economics Studies*, 57, 183-203, 1990.

Cover, J. "Asymmetric Effects of Positive and Negative Money Supply Shocks", *Quarterly Journal of Economics*, 1261-1282, 1992.

DeLong, B. y Laurence, H.. "How Does Macroeconomics Affect Output?". *Brooking Papers on Economic Activity* (2), 433-480, 1988.

Demery, D. "Asymmetric Effects of Money on Real Output: Evidence for the UK". Mimeo. University of Bristol. 1993.

Escrivá, J.L. y Santos, R. M. "Un Estudio del Cambio de Régimen en la Variable Instrumental del Control Monetario en España". Banco de España. Servicio de Estudios. Documento de trabajo 9111, 1991.

García, R. y Schaller, H. "Are the Effects of Monetary Policy Asymmetric?" . Documento de trabajo de la Universidad de Montreal, 1996.

Gertler, M. "Financial Capacity and Output Fluctuations in a Economy with Multi-Period Financial Relationships". *Review of Economic Studies*, 59, 455-72. 1992.

Hamilton, J. "A New Approach to the Economic Analysis of Non Stationary Time Series and the Business Cycle". *Econometrica*, 57, 357-384, 1989.

Hamilton, J. "Analysis of Time Series Analysis Subject to Changes in Regime". *Journal of Econometrics*, 45, 39-70, 1991.

Hamilton, J. "Time Series Analysis". Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1991.

Hooker, Mark A. "What Happened to the Oil-Macroeconomy Relationship?". *Journal of Monetary Economics* , 1996.

Hooker, M. A., y Knetter, M. "The Effects of military Spending on Economic Activity: Evidence from State Procurement Spending". Working Paper, Wellesley College, 1996.

Karras, G. "Are the Output Effects of Monetary Policy Asymmetric?: Evidence from a Sample of European Countries". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58(2), 1996.

Ravn, M. y Sola, M. "Asymmetric Effects of Monetary in the US: Positive vs Negative or Big vs Small?, Mimeo, 1996-4. University of Aarhus, Denmark, 1996.

Sola, M. y Driffill, J. "Testing the Term Structure of Interest Rates from a Stationary Markov Switching VAR". *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18, 601-628. 1994.

Cuadro 1
Primera especificación de la ecuación de
instrumentación de la política monetaria.
Variable dependiente: i_t

Regresores	Coeficientes estimados
<i>Constante</i>	0.028 (0.0205)
i_{t-1}	0.411 (0.192)
$(alp - alpo)_{t-1}$	0.966 (0.478)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcpd_{t-i}$	-0.368 (0.1808)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcee_{t-i}$	-0.476 (0.273)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcdm_{t-i}$	-0.206 (0.1137)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \pi_{t-i}$	0.253 (0.116)
R^2	0.692
<i>Durbin - h</i>	0.246
<i>Durbin - h alt.</i>	-0.62
σ_ϵ	0.027
$Q(1)$	1.45
$Q(10)$	16

Nota: Errores estándar entre paréntesis.
Periodo muestral 1977:3 1996:4.

Cuadro 2
Segunda especificación de la ecuación de
instrumentación de la política monetaria.
Variable dependiente: i_t

Regresores	Coefficientes estimados
<i>Constante</i>	-0.020 (0.034)
<i>Constante * D_{87:1}</i>	0.036 (0.017)
i_{t-1}	0.405 (0.188)
$(alp - alpo)_{t-1}$	0.867 (0.438)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcpd_{t-i}$	-0.413 (0.185)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcee_{t-i}$	-0.557 (0.224)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcdm_{t-i}$	-0.137 (0.075)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \pi_{t-i}$	0.427 (0.176)
R^2	0.692
<i>Durbin - h</i>	0.246
<i>Durbin - h alt.</i>	-0.62
σ_ε	0.027
$Q(1)$	1.45
$Q(10)$	16

Nota: Errores estándar entre paréntesis.
Periodo muestral 1977:3 1996:4.

Cuadro 3
 Procedimiento 1: Estimación conjunta de la ecuación de
 instrumentación de la política monetaria
 Variable dependiente: i_t

Regresores	Coefficientes estimados
<i>constante</i>	-0.018 (0.042)
<i>constante</i> * $D_{87:1}$	0.023 (0.017)
i_{t-1}	0.515 (0.188)
$(alp - alpo)_{t-1}$	0.590 (0.319)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcpd_{t-i}$	-0.430 (0.085)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcee_{t-i}$	-0.468 (0.224)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \Delta tcdm_{t-i}$	-0.108 (0.055)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \pi_{t-i}$	0.2562 (0.045)
R^2	0.698
σ_ε	0.022
$Q(1)$	1.23
$Q(10)$	14.8

Nota: Errores estándar entre paréntesis.
 Periodo muestral 1977:3 1996:4.

Cuadro 4

Procedimiento 1: Resultados de la estimación conjunta de la ecuación de producción

Variable dependiente: Δy_t .

Variables	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 5	Caso 6	Caso 7
Δy_{t-1}	1.039 (0.099)	0.9785 (0.098)	0.9907 (0.099)	1.009 (0.098)	1.0325 (0.098)	1.039 (0.097)	1.034 (0.102)
Δy_{t-2}	-0.646 (0.133)	-0.623 (0.132)	-0.619 (0.134)	-0.620 (0.14)	-0.649 (0.132)	-0.654 (0.133)	-0.627 (0.138)
Δy_{t-3}	0.446 (0.09)	0.441 (0.098)	0.436 (0.097)	0.434 (0.0994)	0.449 (0.094)	0.452 (0.094)	0.441 (0.097)
$\sum_{i=2}^3 (m-p)_{t-i}$	0.019 (0.009)	0.023 (0.01)	0.0213 (0.0098)	0.0227 (0.01)	0.0203 (0.0096)	0.0203 (0.0096)	0.0207 (0.0099)
Δr_{t-3}	-0.0086 (0.004)	-0.0095 (0.0074)	-0.0094 (0.0051)	-0.0086 (0.0046)	-0.0089 (0.005)	-0.0088 (0.0048)	-0.0081 (0.0043)
Δy_{t-1}^*	0.0904 (0.043)	0.1013 (0.042)	0.1108 (0.042)	0.1195 (0.0413)	0.0832 (0.04)	0.0818 (0.04)	0.1215 (0.047)
$\Delta_2 g_t$	0.0607 (0.033)	0.05 (0.034)	0.045 (0.033)	0.063 (0.034)	0.061 (0.033)	0.0627 (0.033)	0.069 (0.034)
$\Delta tcpd_{t-1}$	-0.0256 (0.012)	-0.0255 (0.013)	-0.0246 (0.013)	-0.02 (0.012)	-0.0264 (0.012)	-0.0267 (0.012)	-0.0232 (0.017)
ε_t^{g+}	0.0086 (0.023)	0.0723 (0.012)	0.1035 (0.046)	0	0.0134 (0.698)	0	0
ε_t^{g-}	-0.0179 (0.038)	0.0723 (0.012)	-0.068 (0.018)	-0.357 (0.229)	0.0134 (0.698)	0	0
ε_t^{p+}	0.0634 (0.024)	0.0723 (0.012)	0.1035 (0.046)	0	-0.0737 (0.016)	-0.069 (0.016)	0
ε_t^{p-}	-0.0824 (0.027)	0.0723 (0.012)	-0.068 (0.018)	-0.357 (0.229)	-0.0737 (0.016)	-0.069 (0.016)	-0.064 (0.027)
<i>LogVerosimilitud</i>	334.325	330.281	331.5	331.227	334.305	331.918	331.594

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

Cuadro 5
Contraste de asimetría para el procedimiento 1

	Test de asimetría	Log-Verosimilitud	Test-LR
	Caso 1		
	Sin restricciones	334.325	-
	Caso 2		
1/	$H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-} = \beta^{p+} = \beta^{p-}$	330.281	8.088 ¹
	Caso 3		
2/	$H_0 : \beta^{g+} = \beta^{p+}$ y $\beta^{g-} = \beta^{p-}$	331.5	5.650* ²
	Caso 4		
3/	$H_0 : \beta^{g+} = \beta^{p+} = 0$ y $\beta^{g-} = \beta^{p-}$	331.227	0.546* ³
	Caso 5		
4/	$H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-}$ y $\beta^{p+} = \beta^{p-}$	334.305	0.040* ⁴
	Caso 6		
5/	$H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-} = 0$ y $\beta^{p+} = \beta^{p-}$	331.918	4.774 ⁵
	Caso 7		
6/	$H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-} = \beta^{p+} = 0$	331.918	0.734* ⁶

¹Test-LR del Caso 2 frente al Caso 1.

²Test-LR del Caso 3 frente al Caso 1.

³Test-LR del Caso 4 frente al Caso 3.

⁴Test-LR del Caso 5 frente al Caso 1.

⁵Test-LR del Caso 6 frente al Caso 5.

⁶Test-LR del Caso 7 frente al Caso 4.

Cuadro 6
 Procedimiento 2: Ecuación de instrumentación
 de política monetaria con cambios de régimen.
 Variable dependiente: i_t

Variables	Coefficientes estimados
i_{t-1}	0.774 (0.059)
$(alp - alpo)_{t-1}$	0.461 (0.2477)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 tcpd_{t-i}$	-0.237 (0.067)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 tcee_{t-i}$	-0.472 (0.1336)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 tcdm_{t-i}$	-0.125 (0.063)
$\frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \pi_{t-i}$	0.115 (0.033)
μ_0	20.78 (1.43)
μ_1	14.07 (0.85)
σ_0^2	0.009 (0.0047)
σ_1^2	0.0002 (0.00003)
π_{00}	0.372 (0.2041)
π_{11}	0.940 (0.033)
$Q(1)$	0.91
$Q(10)$	10.23

Nota: Errores estándar entre paréntesis.
 Periodo muestral 1977:3 1996:4

Cuadro 7

Procedimiento 2: Estimación por máxima verosimilitud de la ecuación de producción

Variable dependiente: Δy_t .

Variables	Caso 1	Caso 2	Caso 3	Caso 4	Caso 5	Caso 6	Caso 7
Δy_{t-1}	1.05 (0.136)	1.026 (0.134)	1.048 (0.137)	1.042 (0.134)	1.032 (0.132)	1.02 (0.133)	1.033 (0.136)
Δy_{t-2}	-0.65 (0.112)	-0.629 (0.1022)	-0.652 (0.111)	-0.640 (0.106)	-0.623 (0.106)	-0.633 (0.102)	-0.66 (0.108)
Δy_{t-3}	0.438 (0.112)	0.422 (0.1104)	0.442 (0.1103)	0.430 (0.111)	0.413 (0.115)	0.434 (0.107)	0.463 (0.104)
$\sum_{i=2}^3 (m-p)_{t-i}$	0.021 (0.0068)	0.0211 (0.0069)	0.0215 (0.0068)	0.0216 (0.0067)	0.0214 (0.0069)	0.0219 (0.0069)	0.0221 (0.0068)
Δr_{t-3}	-0.01 (0.005)	-0.01 (0.0049)	-0.01 (0.0051)	-0.009 (0.0051)	-0.009 (0.005)	-0.01 (0.0051)	-0.01 (0.0053)
Δy_{t-1}^*	0.1883 (0.0534)	0.093 (0.0569)	0.1105 (0.053)	0.1102 (0.052)	0.1037 (0.054)	0.0947 (0.059)	0.1018 (0.057)
Δ_{2g_t}	0.088 (0.0325)	0.084 (0.0315)	0.089 (0.0325)	0.085 (0.0322)	0.081 (0.033)	0.08 (0.032)	0.087 (0.033)
$\Delta tcpd_{t-1}$	-0.029 (0.01)	-0.027 (0.0108)	-0.029 (0.0104)	-0.028 (0.0101)	-0.027 (0.0104)	-0.027 (0.0106)	-0.029 (0.0107)
ε_t^{g+}	0.2543 (0.5903)	0.014 (0.0917)	0.038 (0.061)	0	0.044 (0.0123)	0	0
ε_t^{g-}	-0.046 (0.025)	0.014 (0.0917)	-0.084 (0.063)	-0.05 (0.016)	0.044 (0.0123)	0	0
ε_t^{p+}	0.0034 (0.0195)	0.014 (0.0917)	0.038 (0.061)	0	-0.0062 (0.326)	-0.074 (0.0193)	0
ε_t^{p-}	-0.0778 (0.061)	0.014 (0.0917)	-0.084 (0.063)	-0.05 (0.016)	-0.0062 (0.326)	-0.074 (0.0193)	-0.079 (0.061)
<i>Log Verosimilitud</i>	319.884	315.816	319.799	319.706	319.975	318.387	318.699

Nota: Errores estándar entre paréntesis.

Cuadro 8
Contrastes de asimetría para el procedimiento 2.

	Test de asimetría	Log-Verosimilitud	Test-LR
	Caso 1 Sin restricciones	319.884	-
1/	Caso 2 $H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-} = \beta^{p+} = \beta^{p-}$	315.816	8.136 ⁷
2/	Caso 3 $H_0 : \beta^{g+} = \beta^{p+}$ y $\beta^{g-} = \beta^{p-}$	319.799	0.170 ⁸
3/	Caso 4 $H_0 : \beta^{g+} = \beta^{p+} = 0$ y $\beta^{g-} = \beta^{p-}$	319.706	0.186 ⁹
4/	Caso 5 $H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-}$ y $\beta^{p+} = \beta^{p-}$	319.975	0.182 ¹⁰
5/	Caso 6 $H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-} = 0$ y $\beta^{p+} = \beta^{p-}$	318.387	3.176 ¹¹
6/	Caso 7 $H_0 : \beta^{g+} = \beta^{g-} = \beta^{p+} = 0$	318.699	2.200 ¹²

⁷Test-LR del Caso 2 frente al Caso 1.

⁸Test-LR del Caso 3 frente al Caso 1.

⁹Test-LR del Caso 4 frente al Caso 3.

¹⁰Test-LR del Caso 5 frente al Caso 1.

¹¹Test-LR del Caso 6 frente al Caso 5.

¹²Test-LR del Caso 7 frente al Caso 4.

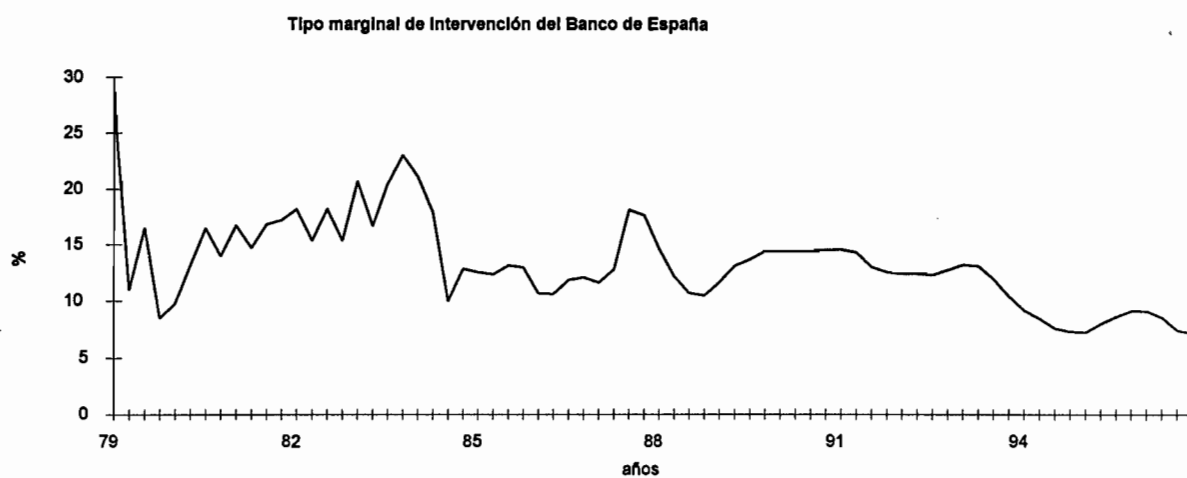


Gráfico 1. Tipo marginal de intervención del Banco de España

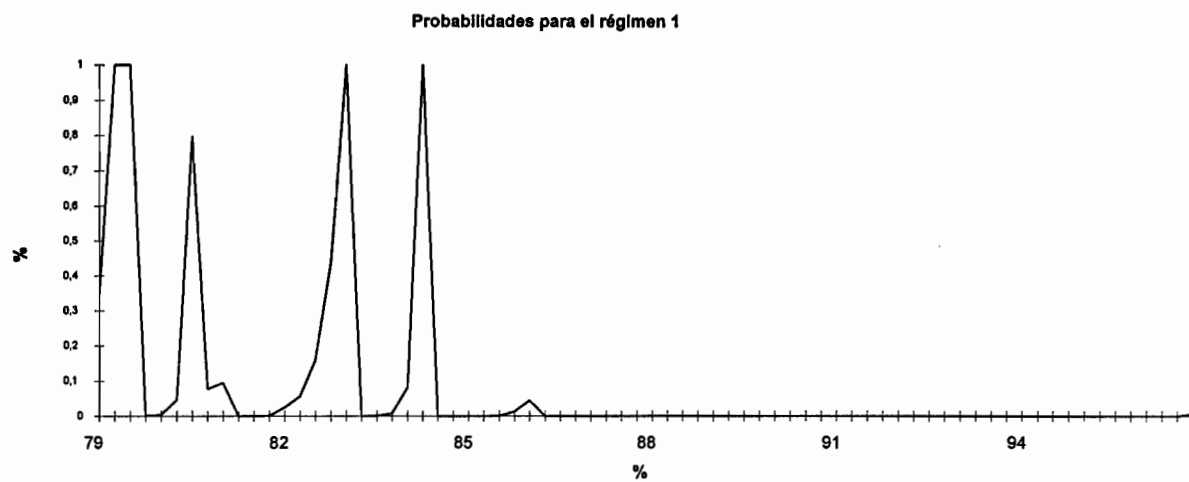


Gráfico 2. Probabilidades para el régimen 1.

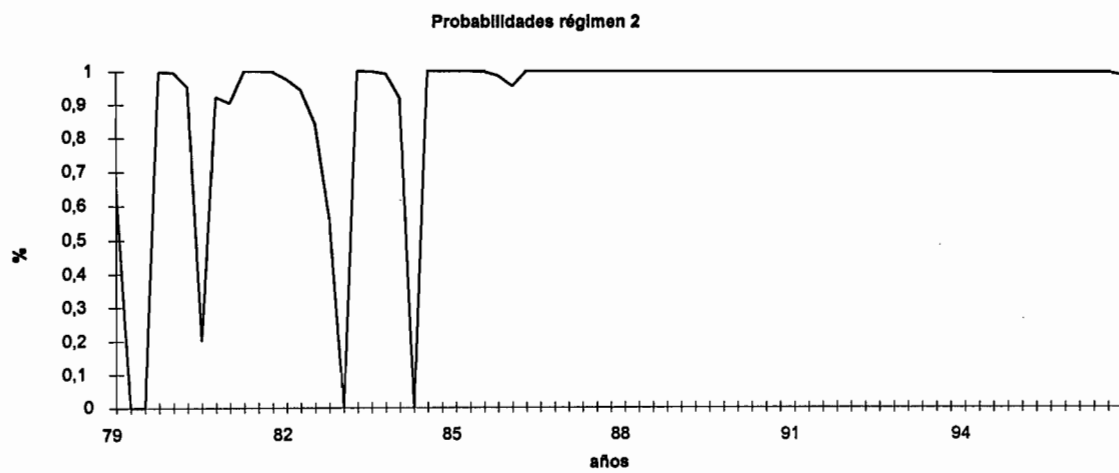


Gráfico 3. Probabilidades régimen 2